

Xplore, 2013, Vol. 1(1):e10(1-8) © 2013 Departemen Statistika FMIPA IPB

PENGARUH LAMA KETIADAAN INANG *Spodoptera litura* TERHADAP KEBUGARAN PARASITOID *Snellenius manilae* DENGAN MENGGUNAKAN MANOVA

Sri Ningsih Desi Afriany*, Budi Susetyo*, Damayanti Buchori†

*Departemen Statistika, Institut Pertanian Bogor

†Departemen Proteksi Tanaman, Institut Pertanian Bogor

Ringkasan—*Snellenius manilae* is a parasitoid species that attacks insect pests of plants that can be used as a biological control agent. One of the hosts for this parasitoid is caterpillar *Spodoptera litura* (as host) which is insect pests. These parasitoids lay eggs on the inside of the host and grow in the host. This study aims to determine the effect of the long absence of host parasitoid reproductive ability. Dependent variables in this case are the total parasitoid eggs laid, eggs remaining in the parasitoids' ovaries after death, parasitoid longevity, number of eggs laid on day 8, and the excess parasitoid eggs laid (superparasitism). The multivariate analysis of variance (MANOVA) is used in this study to examine the effect of the treatment of multiple responses simultaneously. Testing the multivariate normality assumption, equality of several covariance matrices and degree of freedom. The result of MANOVA analysis shows that the Wilk's Lambda test statistic with p value less than the significance level (0.05). Based on these results it can be concluded that the long absence of the host gives a different effect on parasitoid fitness. Comparison of mean vector treatment on Hotelling T² test results shows that the long absence of host has significant effect on parasitoid fitness. Test results of profile analyzes of the 14 treatments, there are three treatment groups with profiles that shows parallel and coincident the hypothesis ie P1 and Control, P2 P3 P8 and P9 and P11 and P12.

Keywords—host deprivation, MANOVA, parasitoid

I. PENDAHULUAN

A. Latar Belakang

Pengendalian hayati merupakan teknik pengambilan organisme hama dengan memanipulasi agen hayati atau musuh alami yang berperan sangat penting di dalam suatu rantai makanan. Salah satu agen hayati pengendali hama tanaman adalah parasitoid. Parasitoid adalah serangga yang hidupnya adalah pada serangga lain (inang) dan mengambil nutrisi dari serangga yang dimakannya. Biasanya satu parasitoid membutuhkan satu inang untuk menyelesaikan siklus hidupnya [1]. Kelebihan parasitoid adalah mampu mengendalikan hama secara spesifik sehingga populasinya di lapang relatif cukup tinggi dan mampu menekan populasi serangga hama secara signifikan [2]. Reproduksi dari parasitoid betina berperan penting dalam kegiatan parasitisasi inang. Penelitian dan studi mengenai parasitoid di Indonesia telah cukup banyak dilakukan, misalnya mengenai aspek biologi dan neraca kehidupan.

Snellenius manilae adalah salah satu parasitoid yang dapat menyerang hama *Spodoptera litura* [3]. *Spodoptera litura* merupakan serangga hama tanaman yang bersifat polifag dan disebut dengan nama ulat grayak. Kisaran inangnya sangat luas mencakup tanaman budidaya maupun tanaman non-budidaya dan termasuk ke dalam hama utama tanaman kapas, padi, tomat, dan tembakau. Selain itu juga menyerang jeruk, kakao, karet, legume, sorgum, jagung, dan jarak.

Menurut Akbar dan Buchori [3], lama waktu parasitoid tidak mendapatkan inang ternyata dapat mempengaruhi kebugaran parasitoid. Penelitian ini bertujuan untuk mengetahui pengaruh lama ketiadaan inang *S. litura* terhadap kebugaran *S. manilae* dengan melihat total telur yang diletakkan parasitoid, sisa telur dalam ovarium parasitoid setelah mati, lama hidup parasitoid, telur pada hari ke-8 dan kelebihan telur yang diletakkan parasitoid (superparasitisme). Analisis ragam peubah ganda (MANOVA) digunakan dalam penelitian yang merupakan metode analisis yang mampu mengkaji pengaruh berbagai perlakuan yang dicobakan terhadap respon ganda secara bersamaan dan mempertimbangkan adanya ketergantungan antar peubah respon.

Uji perbandingan dari satu perlakuan dengan perlakuan yang lain dan menguji kesamaan vektor nilai tengah pada dua perlakuan dengan menggunakan T^2 Hotelling. Pendekatan analisis profil digunakan untuk mengidentifikasi perlakuan yang memiliki profil sama dengan pemenuhan pengujian kesejajaran, keberhimpitan dan kehorizontalan.

B. Tujuan Penelitian

Penelitian ini bertujuan untuk mengetahui pengaruh lama ketiadaan inang terhadap kebugaran parasitoid *Snellenius manilae*.

II. METODOLOGI

A. Bahan

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder dari penelitian Departemen Hama dan Proteksi Tanaman, Institut Pertanian Bogor. Pelaksanaan penelitian dimulai pada bulan Januari - Juni 2011 di Laboratorium Bioteknologi Parasitoid dan Musuh Alami dengan menggunakan rancangan acak lengkap (RAL) dengan 14 taraf lama ketiadaan inang sebagai perlakuan yang diulang sebanyak

sepuluh kali. Penerapan percobaan satu faktor dalam rancangan acak lengkap digunakan jika kondisi unit percobaan yang digunakan relatif homogen dan umumnya percobaan yang dilakukan di laboratorium. Peubah respon yang diamati dalam yaitu:

- y_1 = total telur yang diletakkan parasitoid.
- y_2 = sisa telur dalam ovari parasitoid setelah mati.
- y_3 = lama hidup parasitoid.
- y_4 = jumlah telur yang diletakkan di hari ke-8.
- y_5 = kelebihan telur yang diletakkan parasitoid (superparasitisme).

III. METODE ANALISIS

Tahapan-tahapan yang dilakukan pada penelitian ini yaitu:

- 1) Eksplorasi data yaitu menentukan korelasi antar peubah respon, statistika deskriptif dan menggambarkan pola bentuk peubah respon dari perlakuan dengan membuat diagram radar.
 - 2) Melakukan pengujian asumsi analisis ragam peubah ganda yaitu uji asumsi normal ganda, uji asumsi kehomogenan matriks ragam peragam dan uji asumsi kebebasan galat.
- Pengujian asumsi distribusi normal ganda yaitu pemeriksaan dilakukan dengan menggunakan plot quantil X^2 . Jika x_1, x_2, \dots, x_p berdistribusi normal ganda dengan parameter μ dan \sum mempunyai fungsi kepekatan peluang yaitu :

$$f(x_1, x_2, \dots, x_p) =$$

$$\frac{1}{(2\pi)^{p/2} |\sum|^{1/2}} e^{-1/2(X-\mu)' \sum^{-1}(X-\mu)}$$

Pengujian hipotesis asumsi distribusi normal ganda sebagai berikut :

H_0 = data berdistribusi normal ganda

H_1 = data tidak berdistribusi normal ganda.

Pada nilai μ dan \sum diduga dengan nilai \bar{x} dan S^{-1} untuk $(X - \mu)^t \sum^{-1}(X - \mu)$ dan menghitung jarak mahalanobis

$$d_i^2 = (X_i - \bar{x})' S^{-1}(X_i - \bar{x}), i = 1, 2, \dots, n$$

S^{-1} = matriks kebalikan peragam. Data akan berdistribusi normal jika statistik d_i^2 lebih dari 50% jarak $d_i^2 \leq X^2(p; \alpha)$ [4].

Pengujian kehomogenan matriks ragam peragam menggunakan hipotesis :

$$H_0 = \sum_1 = \sum_2 = \dots = \sum_k = \sum_0$$

H_1 = paling sedikit ada satu di antara sepasang \sum_i yang tidak sama dengan $i = 1, 2, \dots, k$

Statistik uji kehomogenan matriks ragam peragam yang digunakan adalah:

a) Box-M

Rumusan

$$M = \sum_{i=1}^k n_i \ln |S| - \sum_{i=1}^k n_i \ln |S_i|$$

dengan $S = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} \frac{n_i S_{ij}}{n_i}$ adalah matriks dugaan ragam peragam, \sum_i diduga oleh S_i dan n_i adalah derajat bebas [5]. Box's menunjukkan dari faktor skala C^{-1} yaitu :

$$C^{-1} = 1 - \frac{2p^2 + 3p - 1}{6(p+1)(k-1)} \sum_{i=1}^k \frac{i}{n_i} - \frac{1}{\sum_i n_i}$$

dengan p = banyaknya parameter, $n_i = N_i - 1$, N_i = banyaknya pengamatan pada masing-masing peubah bebasnya. H_0 diterima jika

$$MC^{-1} \leq X_{\frac{1}{2}((k-1)p(p+1)(\alpha))}^2$$

b) Uji Levene Mempertimbangkan median dalam menduga ukuran pemusatan [6]. Statistik uji yang digunakan adalah :

$$L = \frac{\sum_{i=1}^r \frac{n_i (\bar{z}_{i.} - \bar{z}_{..})^2}{r-1}}{\sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^{n_i} \frac{(z_{ij} - \bar{z}_{i.})^2}{\sum_{i=1}^r (n_i - 1)}}$$

dengan $Z_{ij} = |X_{ij} - \bar{X}_i|$, $\bar{Z}_l = \sum_{i=1}^{n_i} \frac{z_{ij}}{n_i}$, $\bar{Z}_{..} = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^{n_i} \frac{z_{ij}}{\sum_{i=1}^r n_i}$ dan \bar{X}_i adalah rata-rata perlakuan. Statistik uji menyebar menurut sebaran F dengan derajat bebas $(r-1)$ dan $\sum_{i=1}^r (n_i - 1)$.

c) Uji Bartlett

Statistik uji yang digunakan adalah :

$$X^2 = 2.3026 \left(\sum_i (r_i - 1) \right) \log(s^2) - \sum_i (r_i - 1) \log s_i^2$$

dengan $s_i^2 = \frac{\sum_i (Y_{ij} - \bar{Y})^2}{r_i - 1}$; $s^2 = \frac{\sum_i (n_i - 1) s_i^2}{N - t}$;

$$C = 1 + \left[\frac{1}{3(t-1)} \right] \left[\sum \frac{1}{r_i - 1} - \sum \frac{1}{r_i - 1} \right]$$

keterangan :

N = banyaknya pengamatan

t = banyaknya perlakuan

r_i = banyaknya ulangan

s_i = ragam contoh pada perlakuan ke- i

c = faktor koreksi

Nilai statistik uji menyebar menurut khi-kuadrat dengan derajat bebas $(t-1)$. Pengujian asumsi kebebasan galat adalah peluang bahwa galat dari salah satu pengamatan yang mempunyai nilai tertentu haruslah tidak bergantung dari nilai-nilai galat untuk pengamatan yang lain. Uji ini dapat

dilakukan dengan cara eksploratif yaitu dengan cara melihat plot sisaan.

3) Analisis ragam peubah ganda (MANOVA)

Analisis ragam respon ganda (MANOVA) merupakan pengembangan dari analisis ragam (ANOVA). ANOVA mengkaji pengaruh berbagai perlakuan yang dilakukan terhadap respon tunggal dan ketergantungan peubah respon tidak menjadi perhatian utama karena peubah-peubah respon dianggap saling bebas. MANOVA mengkaji pengaruh berbagai perlakuan terhadap respon ganda (lebih dari satu peubah respon) dan mempertimbangkan adanya ketergantungan antar peubah-peubah respon [7].

Misalkan suatu percobaan 1 faktor model rancangan acak lengkap, mengkaji pengaruh dari g buah perlakuan terhadap n buah respon secara serempak, dengan $n > 1$, maka penelitian itu dapat di analisis dengan analisis ragam peubah ganda satu arah. Model umum dari analisis ragam peubah ganda satu arah adalah :

$$\mathbf{X}_{ij} = \mu + \tau_l + \mathbf{e}_{ij}$$

$$l = 1, 2, \dots, g; j = 1, 2, \dots, n_i$$

\mathbf{X}_{ij} adalah nilai pengamatan dari respon dan ulangan terhadap perlakuan, μ adalah rata-rata umum dari respon, τ_l adalah pengaruh perlakuan terhadap respon dengan $\sum_{l=1}^g n_l \tau_l = 0$ dan \mathbf{e}_{ij} adalah nilai-nilai galat yang bersifat bebas dan menyebar normal ganda dengan vektor nilai rata-rata $\mathbf{0}$, matriks peragam $\sum(\epsilon_{ij} \mathbf{N}_p(\mathbf{0}, \Sigma))$ [4]. Hipotesis yang diuji adalah :

$$H_0 = \tau_1 = \tau_2 = \dots = \tau_g = 0$$

$$H_1 = \exists l, \tau_l \neq 0 (l = 1, 2, \dots, g)$$

Tabel I
ANALISIS RAGAM PEUBAH GANDA SATU ARAH

Sumber Keragaman	Matriks Jumlah dari Kuadrat	Derajat Bebas
Perlakuan	$\mathbf{B} = \sum_{l=1}^g n_l (\bar{\mathbf{x}}_l - \bar{\mathbf{x}})(\bar{\mathbf{x}}_l - \bar{\mathbf{x}})'$	$g - 1$
Galat	$\mathbf{W} = \sum_{l=1}^g \sum_{j=1}^{n_l} (\mathbf{x}_{lj} - \bar{\mathbf{x}}_l)(\mathbf{x}_{lj} - \bar{\mathbf{x}}_l)'$	$\sum_{l=1}^g n_l - p$
Total	$\mathbf{B} + \mathbf{W} = \sum_{l=1}^g \sum_{j=1}^{n_l} (\mathbf{x}_{lj} - \bar{\mathbf{x}})(\mathbf{x}_{lj} - \bar{\mathbf{x}})'$	$\sum_{l=1}^g n_l - 1$

Statistik uji yang dapat digunakan untuk mengambil keputusan hipotesis yang diuji yaitu :

a) Uji Lambda-Wilks

Statistik uji Wilks Lambda didefinisikan sebagai:

$$\Lambda^* = \frac{|\mathbf{B}|}{|\mathbf{B} + \mathbf{W}|}$$

$$= \frac{\left| \sum_{l=1}^g \sum_{j=1}^{n_l} (\mathbf{x}_{lj} - \bar{\mathbf{x}}_l)(\mathbf{x}_{lj} - \bar{\mathbf{x}}_l)' \right|}{\left| \sum_{l=1}^g \sum_{j=1}^{n_l} (\mathbf{x}_{lj} - \bar{\mathbf{x}})(\mathbf{x}_{lj} - \bar{\mathbf{x}})' \right|}$$

dengan $|\mathbf{B}|$ = Determinan dari matriks galat dan W = Determinan dari matriks hipotesis. Hipotesis nol ditolak jika $\Lambda^* \leq \Lambda_{\alpha, p, V_H, V_E}$ dengan p = banyaknya perlakuan, V_H = derajat bebas perlakuan dan V_E = derajat bebas dari galat [8].

b) Uji Lawley-Hotelling

Statistik uji Hotelling's dirumuskan sebagai :

$$\mathbf{T} = \sum_{i=1}^p \lambda_i = tr(\mathbf{B}\mathbf{W}^{-1})$$

Hipotesis nol di tolak jika nilai dari statistik uji bernilai besar, dengan syarat $p \leq V_H$ dan $p \leq V_E$.

c) Uji Pillai

Statistik uji Pillai dirumuskan sebagai :

$$\mathbf{V}^{(s)} = \sum_{i=1}^p \left(\frac{\lambda_i}{1 + \lambda_i} \right) = tr \lambda_i (1 + \lambda_i)^{-1}$$

$$= tr \mathbf{B}(\mathbf{B} + \mathbf{W})^{-1}$$

jika $V^{(s)} \geq V_{\alpha}^{(s)}$ maka hipotesis nol ditolak.

d) Uji Roy's

Statistik uji yang digunakan adalah :

$$\theta = \frac{\lambda_i}{1 + \lambda_i}$$

Hipotesis nol ditolak jika $\theta \geq \theta_{\alpha, s, m, N}$, dengan parameter $s = \min(V_H, p)$, $m = \frac{1}{2}(|V_H - p| - 1)$ dan $N = \frac{1}{2}(V_E - p - 1)$.

4) Perbandingan Rata-rata Perlakuan dengan T^2 Hotelling

Statistika T^2 Hotelling digunakan untuk pengujian kesamaan vektor nilai tengah dari dua populasi peubah ganda. Statistik T^2 ini membandingkan respon dari segugus kondisi percobaan dengan respon dari segugus kondisi percobaan lain. Pengujian hipotesis yaitu $H_0 = \mu_1 - \mu_2 = \mathbf{0}$ dan $H_0 = \mu_1 - \mu_2 \neq \mathbf{0}$. Statistika uji yang digunakan adalah :

$$T^2 = (\bar{\mathbf{x}}_1 - \bar{\mathbf{x}}_2)' \left[\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right) \mathbf{S}_{pooled} \right]^{-1} (\bar{\mathbf{x}}_1 - \bar{\mathbf{x}}_2)$$

dengan $\mathbf{S}_{pooled} =$

$$\frac{\sum_{j=1}^{n_1} (x_{1j} - \bar{x}_1)(x_{1j} - \bar{x}_1)' + \sum_{j=1}^{n_2} (x_{2j} - \bar{x}_2)(x_{2j} - \bar{x}_2)'}{n_1 + n_2 - 2}$$

Hipotesis nol ditolak jika $T^2 > C^2$ dengan

$$C^2 = \frac{(n_1 + n_2 - 2)p}{n_1 + n_2 - p - 1} F_{p, n_1 + n_2 - p - 1}(\alpha)$$

5) Analisis Profil

Analisis profil merupakan suatu bagian dari pengujian hipotesis terhadap nilai tengah dari peubah ganda dengan prinsip grafik [5]. Model umum analisis profil yaitu :

$$\mathbf{X}_{ijk} = \xi_{jh} + e_{ijh}$$

dengan $i = 1, \dots, N_j$; $j = 1, \dots, k$; $h = 1, \dots, p$; $N = N_1 + \dots + N_k$ dan vektor galat $e_{ij} = [e_{ij1}, \dots, e_{ijp}]$. Tiga uji pada analisis profil yaitu kesejajaran, keberhimpitan dan kehorizontalan.

a) Uji Kesejajaran

Uji kesejajaran untuk dua perlakuan yang menyebar normal hipotesisnya yaitu $H_0 = C\mu_1 = C\mu_2$ dengan C adalah matriks kontras. Pengujiannya adalah sebagai berikut :

$$T^2 = (x_1 - x_2)' C' \left[\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right) C S C' \right]^{-1} C (x_1 - x_2)$$

dengan

$$C^2 = \frac{(n_1 + n_2 - 2)(p - 1)}{n_1 + n_2 - p} F_{p-1, n_1+n_2-p(\alpha)}$$

S adalah matriks peragam dari peubah-peubahnya. Hipotesis nol ditolak jika nilai $T^2 > C^2$ dengan nilai C^2 tergantung dari nilai tabel sebaran F dengan $db_1 = p - 1$ dan $db_2 = n_1 + n_2 - p$.

b) Uji Keberhimpitan

Uji keberhimpitan untuk dua perlakuan yang normal hipotesisnya yaitu $H_0 = 1' \mu_1 = 1' \mu_2$. Pengujiannya dapat dituliskan sebagai :

$$T^2 = 1' (\bar{x}_1 - \bar{x}_2) \left[\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right) 1' S 1 \right]^{-1} 1' (\bar{x}_1 - \bar{x}_2)$$

$$T^2 = \left(\frac{1' (\bar{x}_1 - \bar{x}_2)}{\sqrt{\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right) 1' S 1}} \right)^2$$

Kaidah keputusan adalah hipotesis nol akan ditolak apabila nilai statistik uji $T^2 > t^2_{n_1+n_2-2(\alpha/2)}$ (distribusi t tabel dengan $db = n_1 + n_2 - p$ pada level (α) dikuadratkan).

c) Uji Kehorizontalan

Vektor rata-rata dari dua perlakuan dapat diduga dengan menggunakan $n_1 + n_2$ pengamatan sebagai berikut :

$$\bar{x} = \frac{\sum_{j=1}^{n_1} x_{1j} + \sum_{j=1}^{n_2} x_{2j}}{n_1 + n_2}$$

$$= \frac{n_1}{n_1 + n_2} \bar{x}_1 + \frac{n_2}{n_1 + n_2} \bar{x}_2$$

Hipotesis dapat di tuliskan sebagai $H_0 = C_\alpha = 0$. Statistik uji-nya adalah

$$F = (n_1 + n_2 \bar{x}' C' [C S C']^{-1} C \bar{x})$$

Hipotesis nol ditolak jika statistik uji $F > F_{p-1, n_1+n_2-p(\alpha)}$ (lebih besar dari nilai distribusi F tabel dengan $db_1 = p - 1$ dan $db_2 = n_1 + n_2 - p$ pada taraf α) [7].

IV. HASIL DAN PEMBAHASAN

A. Eksplorasi Data

(Tabel II) menyajikan matriks korelasi antar peubah respon yaitu total telur yang diletakkan parasitoid (Y1), sisa telur dalam ovari parasitoid setelah mati (Y2), lama hidup parasitoid (Y3), jumlah telur hari ke-8 (Y4) dan kelebihan telur yang diletakkan parasitoid (superparasitisme) (Y5). Terlihat bahwa peubah Y1 berkorelasi terhadap peubah Y2, Y3, Y4 dan Y5 dengan nilai p sama dengan 0.000. Peubah Y2 berkorelasi terhadap peubah Y4 dan Y5 dengan nilai p sama dengan 0.000 namun tidak berkorelasi terhadap peubah Y3. Selanjutnya, peubah Y3 berkorelasi terhadap peubah Y4 dengan nilai p sama dengan 0.000 namun tidak berkorelasi terhadap Y5. Peubah Y4 tidak berkorelasi terhadap peubah Y5.

Korelasi negatif terjadi antara peubah Y1 dengan peubah Y2, Y3 dan Y4. Korelasi negatif juga terjadi antara peubah Y5 dengan Y2 dan Y3. Hubungan linear yang saling berlawanan tersebut adalah wajar, karena dengan semakin banyak telur yang diletakkan parasitoid akan mengakibatkan sisa telur dalam ovari parasitoid setelah mati, lama hidup parasitoid dan jumlah telur pada hari ke-8 menurun. Demikian pula halnya antara peubah kelebihan telur yang diletakkan parasitoid (superparasitisme) dengan sisa telur dalam ovari parasitoid setelah mati dan lama hidup parasitoid. Nilai rata-rata total telur yang diletakkan parasitoid akan meningkat dengan semakin meningkatnya kelebihan telur yang diletakkan parasitoid (superparasitisme), dilihat dari nilai korelasi yang positif antar peubah tersebut. Korelasi positif juga terjadi pada peubah telur hari ke-8 dengan lama hidup dan kelebihan telur yang diletakkan parasitoid (superparasitisme).

Tabel II
MATRIKS KORELASI ANTAR PEUBAH RESPON

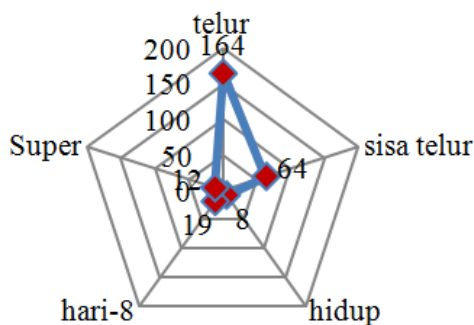
Peubah	Y1	Y2	Y3	Y4
Y2	-0.358 (0.000)			
Y3	-0.503 (0.000)	0.160 (0.060)		
Y4	-0.284 (0.001)	0.349 (0.000)	0.342 (0.000)	
Y5	0.335 (0.000)	-0.329 (0.000)	-0.041 (0.631)	0.021 (0.803)

Keterangan : Angka yang dicetak tebal adalah nilai p-value

Hasil analisis deskriptif dari tiap peubah respon menunjukkan bahwa total telur yang diletakkan parasitoid memiliki rata-rata terbesar dengan nilai sebesar 131.25 sedangkan yang memiliki simpangan baku terkecil adalah lama hidup parasitoid dengan nilai sebesar 0.97. Sisa telur dalam ovari

parasitoid setelah mati memiliki variasi yang paling besar yang ditunjukkan oleh nilai koefisien keragaman 40.49% dengan sisa telur terbesar adalah 119 dan terkecil adalah 20.

Diagram radar pada (Gambar 1) menyajikan nilai rata-rata peubah-peubah respon dari masing-masing perlakuan yang sumbu didistribusikan di sekitar satu titik pusat. Misalnya pada perlakuan satu (Gambar 1) yaitu lama ketiadaan inang satu hari di depan, terlihat bahwa rata-rata total telur yang diletakkan parasitoid sebanyak 164 butir, sisa telur dalam ovari parasitoid setelah mati sebanyak 64 butir, lama hidup parasitoid selama 8 hari, jumlah telur yang diletakkan pada hari ke-8 sebanyak 19 butir dan kelebihan telur yang diletakkan parasitoid (superparasitisme) sebanyak 12 butir.



Gambar 1. Diagram radar lama ketiadaan inang satu hari di depan

B. Analisis Ragam Peubah Ganda

Pemeriksaan terhadap asumsi yang disyaratkan dilakukan sebelum melakukan pengujian hipotesis menggunakan MANOVA.

1) Asumsi Kenormalan Ganda

Jenis data yang digunakan adalah data bilangan cacah yang dapat diuji normal karena bilangan bulat merupakan himpunan bagian bilangan riil. Hasil uji kenormalan ganda dengan menggunakan plot jarak mahalanobis terhadap khi-kuadrat. Plot kuantil khi-kuadrat cenderung membentuk garis lurus dan ada lebih dari 50% (52.68%) nilai $d_i \leq X_{p,0.5}^2$. Oleh sebab itu, kesimpulannya terima H_0 artinya data menyebar normal ganda. Untuk membuktikan plot tersebut benar-benar menunjukkan normal ganda maka dicari korelasi antara d^2 dengan X_p^2 yaitu $r_Q = 0.990$ yang lebih besar dari batas kritis pada taraf nyata 5% yaitu sebesar 0.9564. Hal ini menunjukkan bahwa d^2 dengan X_p^2 memiliki hubungan linier yang nyata.

2) Kehomogenan Matriks Ragam Peragam

Hasil uji Box terhadap kehomogenan matriks ragam peragam dengan nilai F_{hitung} sebesar 1.329 dengan nilai p 0.002 lebih kecil dari alpha 0.05. Hal ini menunjukkan bahwa matriks ragam peragam tidak homogen. Oleh sebab itu, untuk mengatasi hal tersebut

maka dilakukan transformasi logaritma terhadap data. Selanjutnya setelah dilakukan transformasi, hasil uji Box menunjukkan nilai F_{hitung} sebesar 1.016 dan nilai p sama dengan 0.040. Nilai p tidak homogen pada alpha 0.05 maka digunakan alpha 0.01, sehingga asumsi kehomogenan matriks ragam peragam terpenuhi dan dapat disimpulkan bahwa tidak ada perbedaan matriks ragam peragam antar peubah respon (Tabel III).

Tabel III
NILAI KEHOMOGENAN MATRIKS RAGAM PERAGAM

Box M (sebelum transformasi)	F	P
310.623	1.329	0.002
Box M (setelah transformasi)	F	P
279.134	1.016	0.040

Berdasarkan hasil uji homogenitas ragam Bartlett dan Levene setelah dilakukan transformasi, terlihat bahwa kehomogenan ragam masing-masing peubah respon yaitu total telur yang dihasilkan parasitoid, sisa telur dalam ovari parasitoid setelah mati, lama hidup parasitoid, jumlah telur pada hari ke-8 dan kelebihan telur yang diletakkan parasitoid (superparasitisme) dapat dipenuhi. Hasil ini ditunjukkan dengan nilai p masing-masing peubah respon yang lebih besar dari alpha 0.05.

3) Asumsi Kebebasan Galat

Masing-masing peubah menunjukkan saling bebas terlihat hasil plot residualnya tidak membentuk pola.

Analisis ragam peubah ganda digunakan untuk mengetahui ada tidaknya perbedaan pengaruh rata-rata perlakuan lama ketiadaan inang terhadap kebugaran yang diamati. Hasil MANOVA pengaruh lama ketiadaan inang terhadap kebugaran parasitoid dapat dilihat pada (Tabel IV). Keempat statistik uji analisis ragam peubah ganda yaitu Pillai's Trace, Wilk's Lambda, Hotelling's Trace, dan Roy's Largest Root menunjukkan nilai p lebih kecil dari taraf nyata (0.05). Hasil ini dapat diambil kesimpulan untuk menolak H_0 yang artinya bahwa lama ketiadaan inang memberikan pengaruh yang berbeda terhadap kebugaran parasitoid dengan peubah respon yaitu total telur yang diletakkan parasitoid, sisa telur dalam ovari parasitoid setelah mati, lama hidup parasitoid, jumlah telur diletakkan pada hari ke-8 dan kelebihan telur yang diletakkan parasitoid (superparasitisme).

C. Perbandingan Rata-rata Perlakuan dengan T^2 Hotelling

Uji T^2 Hotelling digunakan untuk melakukan uji perbandingan dari satu kelompok dengan kelompok yang lain dan menguji kesamaan vektor rata-rata pada dua kelompok

Tabel IV
ANALISIS RAGAM PEUBAH GANDA

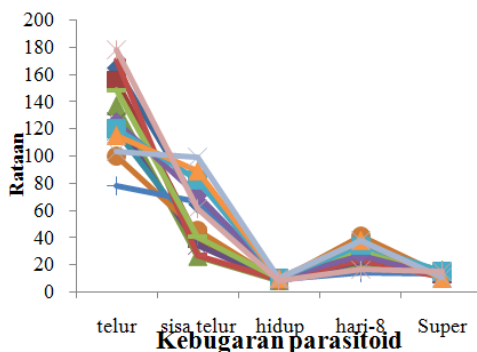
Statistik Uji	F-Hitung	P-Value
Pillai's Trace	13.987	0.000
Wilks Lambda	36.666	0.000
Hotelling's Trace	82.671	0.000
Roy's Largest Root	305.462	0.000

penelitian peubah ganda. Pengaruh lama ketiadaan inang terhadap total telur yang diletakkan parasitoid, sisa telur dalam ovari parasitoid, lama hidup parasitoid, jumlah telur hari ke-8 dan kelebihan telur yang diletakkan parasitoid (superparasitisme) disajikan pada Tabel V.

Pada (Tabel V) diatas dihasilkan statistik uji $F_{hit} > F_{tabel} = 4.6358$. Oleh sebab itu, hipotesis nol ditolak pada taraf alpha 0.05. Berdasarkan analisis uji tersebut, maka dapat ditarik kesimpulan bahwa masing-masing perlakuan lama ketiadaan inang menunjukkan adanya perbedaan signifikan terhadap kebugaran parasitoid.

D. Analisis Profil

Plot profil pada (Gambar 2) menunjukkan secara eksplorasi profil perlakuan terhadap peubah respon sangat berbeda. Keempat belas perlakuan tidak memperlihatkan pola kesejajaran dan keberhimpitan. Hasil analisis profil pada (Tabel VI) memperoleh kesimpulan bahwa profil interaksi tersebut tidak sejajar, tidak berhimpit dan profil kehorizontalan untuk masing-masing nilai tengah peubah respon berbeda ditunjukkan dengan nilai p lebih kecil dari 0.0001.



Gambar 2. Plot profil kesejajaran 14 perlakuan

Pengujian sepasang perlakuan dilakukan untuk menentukan perlakuan yang memiliki profil yang sama. Perlakuan P1 dan kontrol menunjukkan profil kesejajaran dan keberhimpitan (Gambar 3). Hasil analisis profil keberhimpitan dengan statistik uji Wilks' Lambda menunjukkan nilai p sama dengan 0.4805 lebih besar dari alpha 0.05 maka dapat disimpulkan bahwa profil kedua perlakuan itu saling berhimpit (Tabel VII). Profil kehorizontalan masing-masing nilai tengah respon menunjukkan kesimpulan tolak H_0 artinya

Tabel V
PENGUJIAN T^2 HOTELLING

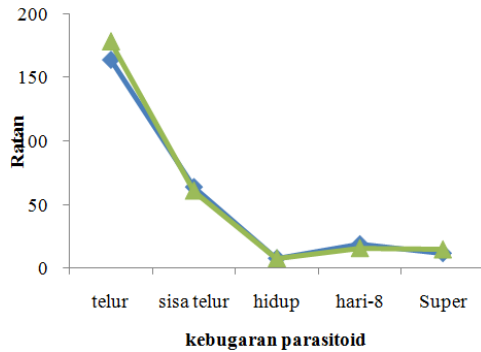
Perlakuan	F_{hit}	Perlakuan	F_{hit}
p1p2	15.767	p5p6	23.582
p1p3	56.185	p5p7	38.752
p1p4	63.276	p5p8	106.904
p1p5	194.172	p5p9	88.730
p1p6	265.387	p5p10	62.459
p1p7	145.142	p5p11	50.350
p1p8	30.619	p5p12	49.402
p1p9	166.977	p5p13	92.271
p1p10	55.286	p5p14	289.948
p1p11	142.517	p6p7	36.393
p1p12	406.515	p6p8	222.064
p1p13	348.221	p6p9	258.154
p1p14	9.426	p6p10	199.287
p2p3	16.794	p6p11	115.662
p2p4	24.557	p6p12	54.361
p2p5	53.574	p6p13	49.968
p2p6	184.641	p6p14	814.780
p2p7	147.831	p7p8	148.772
p2p8	6.819	p7p9	133.980
p2p9	14.096	p7p10	92.480
p2p10	26.502	p7p11	59.419
p2p11	89.502	p7p12	60.150
p2p12	151.017	p7p13	114.550
p2p13	216.716	p7p14	222.524
p2p14	23.213	p8p9	27.909
p3p4	26.495	p8p10	41.987
p3p5	31.144	p8p11	93.401
p3p6	121.681	p8p12	169.741
p3p7	92.911	p8p13	232.828
p3p8	27.126	p8p14	21.820
p3p9	30.774	p9p10	21.632
p3p10	40.088	p9p11	70.621
p3p11	69.074	p9p12	133.550
p3p12	90.068	p9p13	142.526
p3p13	162.677	p10p11	15.923
p3p14	116.677	p10p12	15.923
p4p5	19.254	p10p13	68.298
p4p6	47.299	p10p14	122.390
p4p7	90.746	p11p12	118.697
p4p8	40.106	p11p13	13.294
p4p9	19.793	p11p14	43.234
p4p10	25.102	p12p13	162.848
p4p11	111.218	p12p14	7.584
p4p12	132.072	p13p14	319.518
p4p13	217.465		481.468
p4p14	107.679		

bahwa rata-rata respon dalam kedua perlakuan tersebut tidak sama.

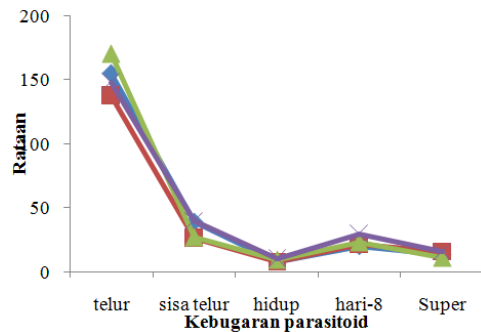
Interaksi perlakuan P2, P3, P8 dan P9 menunjukkan profil

Tabel VI
ANALISIS PROFIL INTERAKSI PERLAKUAN DAN RESPON

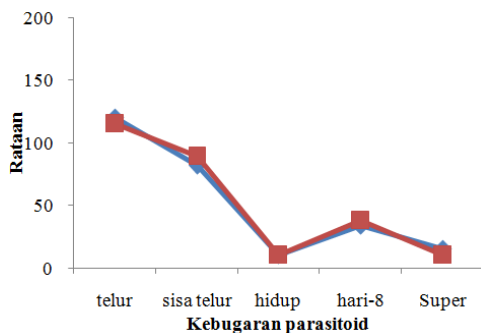
Profil	F-Hitung	P
Kesejajaran	32.71	<0.0001
Keberhimpitan	40.32	<0.0001
Kehorizontalan	10585.30	<0.0001



Gambar 3. Plot profil kesejajaran P1 dan Kontrol



Gambar 4. Plot profil kesejajaran P2, P3, P8 dan P9



Gambar 5. Plot profil kesejajaran P11 dan P12

kesejajaran dan keberhimpitan (Gambar 4). Pada (Tabel VII) terlihat nilai keberhimpitan yang menunjukkan kesimpulan terima H_0 artinya profil interaksi saling berhimpit dengan nilai p lebih besar dari 0.05.

Pada (Gambar 5) terlihat juga interaksi perlakuan antara

Tabel VII
ANALISIS PROFIL KEBERHIMPITAN TIGA KELOMPOK PERLAKUAN

Peubah	Profil	F-Hitung	P
P1 P4	Keberhimpitan	0.52	0.480
P2 P3 P8 P9	Keberhimpitan	1.55	0.203
P11 P12	Keberhimpitan	2.36	0.142

P11 dan P12 juga menunjukkan profil kesejajaran dan keberhimpitan. Hasil analisis profil pada (Tabel VII) menunjukkan bahwa profil interaksi saling berhimpit dengan nilai p lebih besar dari alpha 0.05.

V. SIMPULAN

Hasil MANOVA menunjukkan bahwa terdapat pengaruh yang berbeda dari perlakuan lama ketiadaan inang terhadap kebugaran parasitoid dengan respon total telur yang diletakkan parasitoid, sisa telur dalam ovary parasitoid, lama hidup parasitoid, telur pada hari ke-8 dan kelebihan telur yang diletakkan parasitoid (superparasitisme). Hasil tersebut dilihat dari nilai statistik uji Wilks' Lambda dengan nilai p kurang dari alpha 0.05 yang artinya lama ketiadaan inang berpengaruh nyata terhadap kebugaran parasitoid *S. manilae*. Pada pengujian T^2 Hotelling terhadap sepasang perlakuan juga dihasilkan bahwa perlakuan lama ketiadaan inang berpengaruh terhadap kebugaran parasitoid. Pada Pengujian analisis profil terhadap 14 perlakuan terdapat tiga kelompok yang memiliki profil sejajar dan berhimpit. Kelompok perlakuan tersebut terdiri atas interaksi perlakuan P1 dan kontrol, interaksi perlakuan P2, P3, P8 dan P9 dan interaksi perlakuan P11 dan P12. Ketiga kelompok perlakuan tersebut saling berhimpit satu sama lain artinya salah satu interaksi dapat digunakan untuk mewakili jenis interaksi lainnya dan ketiga kelompok perlakuan tersebut memiliki kandungan rata-rata yang berbeda.

PUSTAKA

- [1] DT. Sembel, *Pengendalian Hayati Hama-Hama Serangga Tropis dan Gulma.*, Yogyakarta(ID) : Andi Yogyakarta, 2010.
- [2] HCJ. Godfray, *Parasitoid Behavioral and Evolutionary.*, New Jersey(US) : Princeton University Press, 1994.
- [3] ME. Akbar, D. Buchori, *Pengaruh lama ketiadaan inang terhadap kapasitas reproduksi parasitoid Snellenius manilae Ashmed (Hymenoptera : Braconidae).* J entomol Indones., 9(1):14-22, 2012.
- [4] RA. Johnson, DW. Wichern, *Applied Multivariate Statistical Analysis Sixth Edition.*, New Jersey(US) : Pearson Education. Inc, 2007.
- [5] DF. Morrison, *Multivariate Statistical Methods Third Edition.*, McGraw-Hill. Inc, 1990

- [6] TS. Lim, WY. Loh, *A comparison of tests of equality of variances. Computational Statistics and Data Analysis.*, <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0167947395000542>.pdf [Online: accessed 15-Mei-2013]; 22:287-301, 1996.
- [7] AA. Mattjik, IM. Sumertajaya, *Sidik Peubah Ganda dengan Menggunakan SAS.*, Bogor(ID) : IPB Press, 2011.
- [8] AC. Rencher, *Methods of Mutivariate Analysis.*, New York (US). John Wiley and Sons.Inc, 2002.